بررسی کارایی واحد های مرغداری در منطقه سیستان با استفاده از راهکار پارامتریک

زهرا غفاری مقدم[1]
۱- عضو هیأت علمی پژوهشکده کشاورزی- دانشگاه زابل
Ghafari_m_gh@yahoo.com

چکیده

در مطالعه حاضر، کارایی فنی واحد های مرغداری منطقه سیستان با استفاده از راهکار پارامتریک تعیین شد و نتایج آن با راهکار ناپارامتریک تصادفی مقایسه شده است . به منظور محاسبه کارایی از ۴۱ واحد فعال مرغداری در سال ۱۳۸۴، آمار و اطلاعات مربوطه جمع آوری گردیده است. به منظور محاسبه کارائی از تابع تولید مرزی ترانسلوگ استفاده شده است. نتایج نشان می دهد که متوسط کارائی فنی در طی سال ۱۳۸۴، ۸۰ درصد می باشد . افزون بر آن، عوامل اثر گذار بر ناکارایی فنی به کمک مجموعه ای از متغیر های اقتصادی و اجتماعی مورد ارزیابی قرار گرفت. در این راستا، سن بر ناکارایی فنی اثر مثبت و تعداد افراد تصمیم گیرنده و سابقه مدیریتی اثر منفی و معنی دار را نشان داد.

کلمات کلیدی: تابع تولید مرزی، تابع ترانسلوگ، کارائی فنی، مرغداری

مقدمه:

صنعت مرغداری ایران پیشینه ای حدود ۵۰ سال دارد. این صنعت در شرایط کنونی در چنبره ای از مشکلات گرفتار است که با برنامه ریزی های اصولی و حمایت از این صنعت می توان بر این مشکلات چیره شد . برابر اطلاعات فائو در سال ۲۰۰۴ تولید گوشت مرغ در جهان ۲/۷۸ میلیون تن بوده که از این مقدار ۱۵۰/۱ هزار تن مربوط به ایران است.

با توجه به اینکه پرورش طیور، بخصوص واحدهای پرورش دهنده مرغهای گوشتی در استان سیستان و بلوچستان از اهمیت فراوانی برخوردار است بنابراین دولت بایستی واحدهای تولید صنعتی مرغ را در استان رونق دهد و تسهیلات موردنیاز را در اختیار متقاضیان راه اندازی واحدهای تولید صنعتی مرغ بگذارد علاوه بر اینکه این استان خواهد توانست بخش عظیمی از گوشت سفید کشور را تولید نماید بخش زیادی از بیکاران این استان، که هم اینک تعداد بیکاران جوان آن بیش از دو برابر متوسط کشور است مشغول به کار خواهند شد. در جدول شماره ۱ وضعیت واحدهای مرغداری استان سیستان و بلوچستان در سال ۱۳۸۴ گزارش شده است که روند تأسیس واحدهای مرغداری در این دوره نسبت به دورهای قبلی افزایش یافته است.

جدول ۱- وضعیت واحد های مرغداری استان سیستان و بلوچستان در سال ۱۳۸٤

شرح	واحد شمارش	مرغ گوشتی	مرغ مادر گوشتی	مرغ تخم گذار	مرغ مادر تخم گذار	واحد های جوجه کشی
تعداد	باب	۳۶۴	۱	۴	۳	۲
ظرفیت	قطعه	۹۲۱۵۳۷۳	۳۰۰۰۰	۳۶۰۰۰۰	۲۱۴۵۰۰	۷۷۰۰۰۰

با توجه به امکانات و محدودیت های موجود در تولید گوشت سفید در این منطقه، مناسبترین راهکار برای افزایش درآمد و کاهش هزینه ها ی واحد های تولیدی، تخصیص مطلوب عوامل تولید موجود و بهبود کارایی در تولید است. کارایی تأثیر بسیار زیادی بر افزایش عملکرد دارد و با تخمین کارایی و شناسایی علل ناکارایی درتولید، می توان امید داشت که یکی از اهداف سیاست تولیدگوشت سفید، یعنی بهبود کارایی محقق گردد.

در مطالعات اخیر تابع تولید مرزی با استفاده از داده های مقطعی و یا ترکیبی تخمین زده شده است. مدلهای تصادفی مرزی به طور گسترده ای به کار می روند و با استفاده از روش حداکثر درست نمائی تخمین زده می شود. اغلب این مطالعات یک تابع تولید مرزی ترانسلوگ و یا کاب داگلاس را برای تجزیه و تحلیل داده های سطح مزرعه

فرض می کنند. افزون بر آن، عواملی که توضیح می دهد چرا برخی کشاورزان نسبت به دیگر کشاورزان کارائی بیشتری دارند، مورد بررسی قرار می دهند. متغیرهای اثر گذار کارایی شامل خصوصیات اجتماعی-اقتصادی و مدیریتی کشاورزان می باشد.

شفیعی و همکاران (۱۳۸۴) ارزیابی کارایی چغندرکاران و عوامل موثر بر آن با استفاده از توابع تولید و هزینه مرزی تصادفی را بررسی نمودند. میانگین کارایی فنی، تخصیصی و اقتصادی برای چغندرکاران شهرستان بردسیر به ترتیب ۸۱، ۶۹ و ۵۶ درصد به دست آمد. نتایج حاصله نشان می دهد: امکان افزایش کارایی بهره برداران و بالتبع تولید چغندرقند با استفاده بهتر از منابع وجود دارد. بررسی عوامل موثر بر عدم کارایی فنی چغندرکاران، نشان دهنده رابطه معنی دار عواملی از قبیل تحصیلات، تعداد قطعات زمین، میزان دسترسی به اعتبارات و تاخیر در زمان اولین آبیاری با عدم کارایی فنی می باشد.

سیدان (۱۳۸۳) با استفاده از تابع تولید متعالی و تخمین سیستمی، تابع تولید مرزی و عدم کارائی را برای بهربرداران سیرکار در استان همدان برآورد نمود. نتایج نشان می دهد متوسط کارائی فنی بهره برداران در حدود ۷۴ درصد می باشد.

همچنین باسانتا و همکاران (۲۰۰۴) ناکارائی فنی مزارع برنج نپال، برازدیک (۲۰۰۶) کارائی فنی مزارع برنج جزیره جاوای غربی، نیکات و آلمدرا (۲۰۰۵) کارائی فنی مزارع تنباکو آنتالیا را بررسی نمودند.

در این مطالعه، کارائی فنی ، با تخمین تابع تولید مرزی تصادفی بر مبنای مجموعه داده های برای سال ۱۳۸۴ در واحدهای مرغداری منطقه سیستان مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفته است.

مواد و روش ها

در این مطالعه از تابع تولید مرزی تصادفی جهت تخمین کارایی واحد های مورد مطالعه استفاده می شود که شکل کلی یک تابع تولید مرزی تصادفی به صورت زیر می باشد:

$$y_{it} = f(x_{it}, t; \beta) + (v_{it} - u_{it}) \qquad (۱)$$

که در آن y_{it} لگاریتم مقدار محصول تولیدی i امین بنگاه در سال t و x_{ijt} لگاریتم مقدار j امین نهاده مورد استفاده i امین بنگاه در سال t و t شاخص زمانی است که به عنوان جانشینی برای تغییرات فنی می باشد.در این مطالعه

دو فرم تابعی ترانسلوگ برای تابع تولید مرزی در نظر گرفته شد شکل کلی تابع تولید ترانسلوگ به صورت زیر است (باتیس و کوئلی ،۱۹۹۵،۲۰):

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_T t + \frac{1}{2}\beta_{TT} t^2 + \sum_{j=1}^{n} \beta_j x_{jit} + \frac{1}{2}\sum_{j=1}^{n}\sum_{k=1}^{l} \beta_{jt} x_{jit} x_{kit} + \sum_{j=1}^{n} \beta_{jt} x_{jit} t + e_{it} \quad (۲)$$

در رابطه شماره۲، جمله اختلال $e_{it} = v_{it} - u_{it}$ () به دو جزء تفکیک می شود که v_{it} جزء اخلال سفید (ناهمبسته و توزیع یکسان) می باشد و بیانگر عواملی است که تحت کنترل کشاورز نمی باشد. از طرف دیگر، جزء خطای u_{it} یک متغیر تصادفی غیر منفی بوده که وابسته به ناکارایی فنی می باشد. فرض شده که جزء خطای v_{it} و u_{it} توزیع ناهمبسته نسبت به یکدیگر دارند. تاثیر ناکارایی فنی، u_{it}، را می توان به صورت یک تابع خطی از متغیر های توضیحی مشخص کننده مکان و زمانی خاص نشان داد (باتیس و کوئلی ،۱۹۹۵،۲۰). فرض شد که ناکارایی فنی دارای توزیع نرمال ناقص[1]، ناهمبسته و غیر منفی $u_{it} \approx N(\delta_0 + \sum \delta_M z_{mi}, \sigma_u^2)$ می باشد.

$$u_{it} = \delta_0 + \sum_{m=1}^{h} \delta_m z_{mi} + w_{it} \quad (۳)$$

ناکارایی فنی به متغیر های توضیحی z_{mi} وابسته است و جزء خطای w_{it}، مستقل و دارای توزیع نرمال N ( ) $\sigma_U{}^2$ 0, می باشد.

رابطه ۱ ، با قرار دادن روابط ۲ و ۳ درآن، از طریق روش تخمین یک مرحله ای با بکار گیری روش حداکثر درستنمایی برآورد می شود. واریانس پارامتر های تابع حداکثر راستنمایی از روابط $\sigma_s^2 = \sigma_u^2 + \sigma_v^2$ و $\gamma = \frac{\sigma_u^2}{\sigma_v^2}$ بدست می آید که مقدار پارامتر γ بین صفر و یک تغییر می کند و واریانس u_{it} از رابطه زیر می تواند بدست آید (کامب هاکر و لاول،۲۰۰۰، ۷۷):

$$\sigma_u^2 = \mu_{it}^2 [\Phi(-\rho)]^{-1} (2 - [\Phi(-\rho)]^{-1}) / 4 + \sigma^2 [\Phi(-\rho)]^{-1} (\pi - [\Phi(-\rho)]^{-1}) / 2\pi \quad (۴)$$

که در رابطه فوق $\mu_{it} = (\delta_0 + \sum \delta_m z_{mi})$ ، $\rho = \mu_{it} / \sigma$ ، $\pi \approx 3.14$ و $\Phi(\bullet)$ تابع چگالی تجمعی[2] متغیر نرمال استاندارد می باشد.کارایی فنی از $\exp(-u_{it})$ بدست می آید (باتیس و کوئلی ، ۱۹۸۸، ۳۸).

[1] Truncated
[2] Cumulative

کارایی فنی i امین مزرعه TE_i، به صورت نسبتی از میانگین تولید برای i امین مزرعه با مشخص بودن مقدار نهاده X_i، از رابطه زیر قابل محاسبه است (باتیس و همکاران، ۱۹۹۷،۸):

$$TE_i = \frac{E(Y_i|X_i,U_i)}{E(Y_i|X_i,U_i=0)} = 1 - \frac{U_i.g(X_i;\beta)}{f(X_i;a)} \qquad (۵)$$

در اینجا معادله ۵ برای تخمین کارائی فنی با فرض اینکه V_{it} دارای توزیع ناهمبسته و یکسان N(0,1) و U_{it} دارای توزیع نرمال ناقص $N(0,\delta^2 u)$ و $U_i>0$ می باشند استفاده می شود. اگر پارامترهای تابع تولید مرزی تصادفی مشخص باشند، آن موقع بهترین پیش بینی U_i امید شرطی TE_i با معلوم بودن مقادیر تحقق یافته متغییر تصادفی $E_i = V_i - U_i$ بدست می آید (جوندرو، ۱۹۸۲،۱۹). می توان نشان داد که $U_i|(V_i - U_i)$ دارای توزیع نرمال $N(\mu_h^*, \sigma_*^2)$ می باشد که μ^* و σ_*^2 به با استفاده از روابط زیر تعریف می شود (رناتو و همکاران، ۲۰۰۶،۲۰).

$$\mu_h^* = \frac{-(V_i - U_i)\sigma_u^2}{(1+\sigma_u^2)} \qquad (۶)$$

$$\sigma_*^2 = \frac{\sigma_u^2}{(1+\sigma_u^2)} \qquad (۷)$$

همچنین می توان نشان داد که $E[U_i|(V_i - U_i)]$، $\hat{U}_i$، به صورت زیر تعریف می شود (رناتو و همکاران، ۲۰۰۶،۲۰)

$$\widehat{U}_i = \mu_i^* + \sigma_* \left[\frac{\phi(\mu_i^*/\sigma_*)}{\Phi(\mu_i^*/\sigma_*)} \right] \qquad (۸)$$

در اینجا $\phi(0)$ و $\Phi(0)$ توابع چگالی و تجمعی متغیر نرمال استاندارد را نشان می دهد. معادله ۸ را می توان با استفاده از پیش بینی مشابه برای متغیر تصادفی E_i طبق رابطه زیر تخمین زد (رناتو و همکاران، ۲۰۰۶، ۲۰)

$$\widehat{E}_i = \frac{Y_i - \widehat{f}(X_i,\widehat{a})}{\widehat{g}(X_i,\widehat{\beta})} \qquad (۹)$$

امین مزرعه بعد از تخمین رابطه ۱۴ با اس تفاده از رابطه ۱۰ می توان تخمین زد: iکارایی فنی

$$\widehat{TE}_i = 1 - \frac{\widehat{U}_i.\widehat{g}(X_i,\widehat{\beta})}{\widehat{f}(X_i,\widehat{a})} \qquad (۱۰)$$

داده ها: داده‌های مورد نیاز برای انجام این تحقیق از طریق پرسشنامه جمع آوری شده است. از ۵۲ مرغداری موجود در سیستان در سال ۱۳۸۴ تعداد ۴۱ واحد مرغداری فعال بودند، که با مراجعه مستقیم به مدیر هر واحد مرغدای پرسشنامه‌ها تکمیل گردیده است. در مطالعه حاضر y بیانگر تولید (کیلوگرم در سال)، x1 نهاده خوراک (کیلوگرم در سال)، x2 جوجه (قطعه در سال)، x3 نیروی کار (روز – نفر در سال)، x4 سوخت (لیتر در سال)می باشد و z1 ظرفیت واحد، z2 سابقه مدیریتی (سال)، z3 تعداد کلاسهای ترویجی z4 تحصیلات (سال)، z5 سن (سال) و z6 تعداد افراد تصمیم گیرنده که به عنوان متغیرهای موثر بر کارائی در مطالعه آورده شده است. خلاصه آمار نمونه مورد مطالعه در جدول زیر آورده شده است.

جدول ۲: خلاصه آمار توصیفی نمونه مورد مطالعه

	واحد اندازه گیری	میانگین	انحراف معیار	حداکثر	حداقل
محصول					
گوشت	کیلوگرم در سال	۱۲۹/۴۱	۵۴/۹۴	۲۷۴	۲۸/۳۰
نهاده ها و هزینه های تولیدی					
خوراک	کیلوگرم در سال	۳۴۵/۹۴	۱۴۱/۲۴	۶۲۵	۱۰۰
جوجه	قطعه در سال	۱۰۳/۶۹	۵۴/۴۲	۳۵۰	۳۰
نیروی کار	روز– نفر در سال	۱/۴۸	۰/۵۱	۲/۴۰	۰/۵۳
تلفات	قطعه در سال	۲۰/۵۰	۱۸/۶۱	۹۰	۲
سوخت	لیتر در سال	۲۰۴/۹۵	۱۱۰/۴۶	۴۵۳/۳۳	۵۰/۳۳
هزینه های بهداشتی و درمانی	ریال در سال	۴۹۳۷۷/۸	۲۹۵۰۸	۱۲۵۰۰۰	۱۳۴۰۰
استهلاک ساختمان و تأسیسات	ریال در سال	۳۷۰۷۳	۱۷۷۴۷	۹۰۰۰۰	۸۰۰۰
میانگین وزنی قیمت خوراک	ریال در سال	۳/۰۶	۰/۷۹	۴/۵	۰/۳
میانگین وزنی قیمت جوجه	ریال در سال	۴/۴۱	۳/۷	۲۵/۸	۰/۵۲
میانگین وزنی پرداختی به نیروی کار	ریال در سال	۶۱	۶۳	۴۰۰	۱۸/۷

هزینه تلفات	ریال در سال	۹۲۲۶/۶	۸۳۷۴	۴۰۵۰۰	۹۰۰
میانگین وزنی قیمت سوخت	ریال در سال	۰/۳۵	۰/۰۵	۰/۴۲	/۱۶

نتایج جدول فوق نشان می دهد که متوسط عملکرد ۱۲۹,۴۱ کیلوگرم در سال می باشد. متوسط خوراک مورد استفاده در یک سال ۳۴۵,۹۴ کیلوگرم می باشد. همچنین متوسط جوجه ۱۰۳,۶۹، متوسط نیروی کار در یک روز ۱,۴۸ و متوسط سوخت مصرفی در طی یک سال ۲۰۴,۹۵ لیتر می باشد.

بحث و نتایج

تابع تولید مرزی مرغداران به فرم ترانسلوگ برآورد شد، که نتایج آن در جدول شماره ۲ ارائه شده است. متغیر خوراک، سوخت، هزینه استهلاک ساختمان، میانگین قیمت جوجه، هزینه تلفات اثر معنی دار روی تولید و دارای علامت منفی می باشند که به وجود تولید نهایی منفی و نزولی اشاره دارد. متغیر نیروی کار، تلفات، هزینه بهداشتی درمانی، میانگین قیمت دستمزد، میانگین وزنی قیمت سوخت اثر مثبت و معنی دار روی تولید دارند.

جدول۳- تخمین پارامترهای تابع تولید مرزی ترانسلوگ

متغیر	ضریب	انحراف معیار
ثابت	۳۴۲/۳۴*	**۰/۹۹**
خوراک	-۱۵/۸۵*	**۰/۹۹**
تعداد جوجه	-۰/۴۰	**۰/۹۹**
نیروی کار	۲/۱*	**۰/۹۹**
تلفات	۹/۱*	**۰/۹۹**
سوخت	-۰/۶۰	**۰/۹۹**
هزینه بهداشتی درمانی	۲/۹*	**۰/۹۹**
هزینه استهلاک ساختمان	-۳/۵*	**۰/۹۹**
میانگین قیمت خوراک	-۰/۱۹	**۰/۹۹**
میانگین قیمت جوجه	-۱۶/۸*	**۰/۹۹**
میانگین قیمت دستمزد	۱۶/۷*	**۰/۹۹**
هزینه تلفات	-۱۸/۵۴*	**۰/۹۹**
میانگین وزنی قیمت سوخت	۱۰/۵*	**۰/۹۹**
(خوراک)(خوراک)	-۰/۰۷۳	**۰/۱۱**

(خوراک)(تعداد جوجه)	۰/۸۳	۰/۹۰
(خوراک)(نیروی کار)	۰/۰۱۳	۰/۹۲
(خوراک)(تلفات)	۱/۴	۰,۹۳
(خوراک)(سوخت)	۰/۱۵	۰/۹۲
(خوراک)(هزینه بهداشتی درمانی)	-۰/۶۴	۰/۱۳
(خوراک)(هزینه استهلاک ساختمان)	۰/۲۰	۰/۹۳
(خوراک) (میانگین قیمت خوراک)	۰/۶۸	۰/۹۲
(خوراک) (میانگین قیمت جوجه)	۰/۵۳	۰/۸٤
(خوراک) (میانگین قیمت دستمزد)	-۰/۰۰۹۹	۰/۸۵
(خوراک) (هزینه تلفات)	-۰/۲۰	۰/۸۸
(خوراک) (میانگین وزنی قیمت سوخت)	۰/۰۳۸	۰/۹۵
(تعداد جوجه)(تعداد جوجه)	-۰/۲۵	۰/۸۱
(تعداد جوجه)(نیروی کار)	-۰/۷۹	۰/۹۲
(تعداد جوجه) (تلفات)	-۰/۵۳	۰/۸٦
(تعداد جوجه)(سوخت)	۰/۵۴	۰/۸۹
(تعداد جوجه)(هزینه بهداشتی درمانی)	۰/۷۶	۰/۸۷
(تعداد جوجه) (هزینه استهلاک ساختمان)	۰/۲۳	۰/۸۲
(تعداد جوجه) (میانگین قیمت خوراک)	۰/۲۶	۱
(تعداد جوجه) (میانگین قیمت جوجه)	-۱/۵	۰/۸۹
(تعداد جوجه)(میانگین قیمت دستمزد)	-۰/۴۸	۰/۸۹
(تعداد جوجه)(هزینه تلفات)	۰/۰۰۶۳	۰/۸۲
(تعداد جوجه) (میانگین وزنی قیمت سوخت)	۰/۴۴	۰/۹٤
(نیروی کار)(نیروی کار)	۰/۶۳	۰/۹۲
(نیروی کار) (تلفات)	-۱/۲۱	۰/۸۸
(نیروی کار)(سوخت)	۲*	۰/۸۹
(نیروی کار) (هزینه بهداشتی درمانی)	۰/۲۹	۰/۸۲
(نیروی کار) (هزینه استهلاک ساختمان)	-۱/۵*	۰/۸٤
(نیروی کار) (میانگین قیمت خوراک)	۰/۶۱	۰/۹٤
(نیروی کار) (میانگین قیمت جوجه)	۰/۹۳	۰/۹۲
(نیروی کار) (میانگین قیمت دستمزد)	۰/۱۰	۰/۸۱
(نیروی کار) (هزینه تلفات)	۰/۱۲	۰/۸٦
(نیروی کار) (میانگین وزنی قیمت سوخت)	-۱/۲	۰/۹٦

(تلفات) (تلفات)	-۰/۲۴	۰/۷۸
(تلفات) (سوخت)	۰/۳۷	۰/۸۷
(تلفات) (هزینه بهداشتی درمانی)	۰/۷۹	۰/۷۳
(تلفات) (هزینه استهلاک ساختمان)	۰/۱۷	۰/۷٤
(تلفات)(میانگین قیمت خوراک)	۱	۰/۹۱
(تلفات)(میانگین قیمت جوجه)	۰/۷۲	۰/۸۱
(تلفات)(میانگین قیمت دستمزد)	۰/۷۱	۰/۸۱
(تلفات)(هزینه تلفات)	۰/۴۷	۰/۸۳
(تلفات)(میانگین وزنی قیمت سوخت)	-۱	۰/۸۹
(سوخت) (سوخت)	-۰/۳۲	۰/۷۲
(سوخت) (هزینه بهداشتی درمانی)	۰/۳۵	۰/۸۳
(سوخت) (هزینه استهلاک ساختمان)	-۰/۳۴	۰/٦۹
(سوخت) (میانگین قیمت خوراک)	-۳*	۰/۹۵
(سوخت) (میانگین قیمت جوجه)	۱/۲	۰/۸۹
(سوخت) (میانگین قیمت دستمزد)	۰/۶۹	۰/۹۱
(سوخت) (هزینه تلفات)	-۰/۵۵	۰/۸۲
(سوخت)(میانگین وزنی قیمت سوخت)	۰/۴۲	۰/۹۵
(هزینه بهداشتی درمانی)(هزینه بهداشتی درمانی)	۰/۰۲۱	۰/۵٦
(هزینه بهداشتی درمانی) (هزینه استهلاک ساختمان)	-۰/۲۸	۰/۷۱
(هزینه بهداشتی درمانی)(میانگین قیمت خوراک)	۰/۴۹	۰/۱۰
(هزینه بهداشتی درمانی) (میانگین قیمت جوجه)	۰/۷۹	۰/۷۰
(هزینه بهداشتی درمانی)(میانگین قیمت دستمزد)	-۰/۸۲	۰/۷۵
(هزینه بهداشتی درمانی) (هزینه تلفات)	-۱	۰/۱۱
(هزینه بهداشتی درمانی)(میانگین وزنی سوخت)	-۰/۰۰۸۴	۰/۵۳
(هزینه استهلاک ساختمان)(هزینه استهلاک ساختمان)	۰/۳۶	۰/۱٤
(هزینه استهلاک ساختمان) (میانگین قیمت خوراک)	۱/۱	۰/۷۹
(هزینه استهلاک ساختمان) (میانگین قیمت جوجه)	-۰/۱۳	۰/۸۰
(هزینه استهلاک ساختمان) (میانگین قیمت دستمزد)	۰/۶۵	۰/۷۵
(هزینه استهلاک ساختمان) (هزینه تلفات)	-۰/۲۴	۱/۲
(هزینه استهلاک ساختمان) (میانگین وزنی قیمت سوخت)	-۱/۳	۱/۲
(میانگین قیمت خوراک) (میانگین قیمت خوراک)	۰/۴۶	۰/۹٤
(میانگین قیمت خوراک) (میانگین قیمت جوجه)	۰/۷۶	۰/۹۱

(میانگین قیمت خوراک) (میانگین قیمت دستمزد)	-۱/۴	**۱/٤**
(میانگین قیمت خوراک) (هزینه تلفات)	۰/۱۵	**۱/۲**
(میانگین قیمت خوراک) (میانگین مزنی قیمت سوخت)	-۰/۴۴	**۰/٦٥**
(میانگین قیمت جوجه) (میانگین قیمت جوجه)	۰/۱۳	**۰/٦٧**
(میانگین قیمت جوجه) (میانگین قیمت دستمزد)	-۰/۲۳	**۰/۸٤**
(میانگین قیمت جوجه) (هزینه تلات)	-۰/۴۲	**۰/۹٦**
(میانگین قیمت جوجه) (میانگین وزنی قیمت سوخت)	۰/۴۸	**۰/٤۸**
(میانگین قیمت دستمزد)(میانگین قیمت دستمزد)	۰/۰۶۹	**۰/۷٥**
(میانگین قیمت دستمزد)(هزینه تلفات)	-۰/۳۷	**۰/۹۲**
(میانگین قیمت دستمزد) (میانگین وزنی قیمت سوخت)	-۰/۸۷	**۰/۱۰**
(هزینه تلفات) (هزینه تلفات)	-۰/۲۳	**۰/۸۹**
(هزینه تلفات) (میانگین وزنی قیمت سوخت)	۱/۳	**۰/۱۰**
(میانگین وزنی قیمت سوخت) (میانگین وزنی قیمت سوخت)	۰/۷۶	**۰/۸۹**
تابع حداکثر راست نمایی	۱۷۳/۴۵	
γ	**۰/۹۹**	

*معنی داری در سطح ۵ درصد

نتایج جدول فوق نشان می دهد که خوراک، سوخت، هزینه استهلاک ساختمان، میانگین قیمت جوجه و هزینه تلفات اثر منفی و معنی دار روی تولید نشان می دهند. و نهاده ها و هزینه های نیروی کار، تلفات، هزینه بهداشتی درمانی، میانگین قیمت دستمزد و میانگین وزنی قیمت سوخت اثر مثبت و معنی دار روی تولید نشان می دهند. مقدار پارامتر γ اشاره به این دارد که ۹۹ درصد از انحرافات در تابع تولید به خاطر ناکارائی فنی است و بقیه این انحرافات به دلیل عواملی می باشد که تحت کنترل کشاورز نمی باشد.

مدل حداکثر راست نمائی پارامترهای مدل کارائی برای تابع ترانسلوگ نیز تخمین زده است که نتایج آن در جدول ۳ آورده شده است.

جدول ۴ -تخمین پارامترهای مدل ناکارائی برای مدل ترانسلوگ

متغیر	پارامتر	ترانسلوگ	
		ضریب	انحراف معیار
ثابت	δ_0	۰/۲۴	۱
ظرفیت واحد	δ_1	۱/۲	۱
سابقه مدیریتی	δ_2	-۲۳/۸*	۳
تعداد کلاسهای ترویجی	δ_3	-۰/۷۳	۱
تحصیلات	δ_4	-۰/۵۵	۱
سن	δ_5	۱/۸*	۱
تعداد افراد تصمیم گیرنده	δ_6	۰/۰۴۷*	۵

*معنی داری در سطح ۱۰ درصد

نتایج تخمین پارامترهایی که روی کارائی تاثیر می گذارند نشان می دهد همه متغیرهای فوق به جز سن با عدم کارائی فنی رابطه منفی و با کارائی رابطه مثبت دارند از بین این متغیرها تنها سن و تعداد افراد تصمیم گیرنده و سابقه مدیریتی روی ناکارائی اثر معنی داری دارند به طوریکه سن با ناکارائی فنی رابطه مثبت دارد و نشان می دهد هر چه سن افزایش می یابد عدم کارائی هم افزایش می یابد و بنابراین کارائی کمتر است بنابراین بهره برداران با سن کمتر کاراتر عمل می کنند. تعداد افراد تصمیم گیرنده و سابقه مدیریتی رابطه منفی با عدم کارائی دارند و حاکی از آن است با افزایش تعداد افراد تصمیم گیرنده و سابقه مدیریتی ناکارائی کشاورزان کاهش و کارائی آنها افزایش می یابد.

در جدول زیر تعداد و درصد کارادی فنی واحدهای مرغداری در دامنه کارائی مختلف مورد بررسی قبرار گرفته است.

جدول ۵- تعداد و درصد کارآیی فنی واحدهای مرغداری مورد مطالعه

کارآیی فنی		
دامنه کارآیی (٪)	تعداد	درصد
۰–۵۰	۱۳	۳۱
۵۰–۷۰	۱۷	۴۱
۷۰–۹۰	۹	۲۱
۹۰–۱۰۰	۲	۰/۰۴
میانگین		۰/۵۷
انحراف معیار		۰/۲۲
حداقل		۰/۰۷
حداکثر		۰/۹۶

نتایج جدول فوق نشان می دهد که متوسط کارائی فنی مرغداران ۰,۵۷ درصد می باشد که حداکثر آن ۰,۹۶ و حداقل آن ۰,۰۷ می باشد. با توجه به نتایج جدول اکثر مرغداران در دامنه کارائی ۵۰–۷۰ عمل می کنند. نتایج فوق نشان می دهد که مرغداران از لحاظ فنی کارا نیستند. همچنین نشان می دهد اگر آن ها از تکنولوژی های موجود به طور کاراتری استفاده کنند، متوسط تولید شان به میزان ۴۳٪ افزایش خواهد یافت.

جدول ٦– تعداد و درصد کارآیی فنی واحدهای مرغداری مورد مطالعه بر اساس روش پارامتریک و ناپارامتریک

کارآیی فنی بر اساس روش پارامتریک		کارائی فنی بر اساس روش نا پارامتریک	
دامنه کارآیی (٪)	تعداد	درصد	تعداد	درصد
۰–۵۰	۱۳	۳۱	۰	۰

۵۰–۷۰	۱۷	۴۱	۰	۰
۷۰–۹۰	۹	۲۱	۱۲	۲۹/۲۶
۹۰–۱۰۰	۲	۰,۰۴	۲۹	۷۰/۷۳
میانگین		۰/۵۷		۰/۹۴
انحراف معیار		۰/۲۲		۰/۰۶
حداقل		۰/۰۷		۰/۷۸
حداکثر		۰/۹۶		۱

با توجه به نتایج جدول ۶ مشاهده می شود که در روش ناپارامتریک اکثر بهره برداران در دامنه کارائی ۹۰–۱۰۰ قرار دارند ولی در روش پارامتریک بیشتر بهره برداران در دامنه کارائی ۵۰–۷۰ قرارر دارند. به عبارات دیگر بر اساس نتایج بدست آمده از روش ناپارامتریک بهره برداران کارا تر عمل می کنند. همینطور متوسط کارائی در روش نا پارامتریک ۹۴ درصد ولی در روش پارامتریک ۵۷ درصد می باشد.

نتیجه گیری و پیشنهادات

در این مطالعه، کارایی فنی واحد های مرغداری منطقه سیستان با استفاده از راهکار پارامتریک تعیین شد. نتایج مطالعه نشان داد که اکثر واحد های مورد مطالعه از لحاظ فنی کارا می باشند و میانگین کارایی فنی آن ها در دامنه کارائی فنی ۵۰ تا ۷۰ قرار دارند. و میانگین کارائی آنها ۵۷ درصد می باشد. به منظور کاهش این شکاف ۴۳ درصدی به نحوی که تمای واحد ها کارا شوند، افزایش تحصیلات و آموزش مدیران، ایجاد کلاسهای ترویجی بیشترمی تواند باعث افزایش کارائی فنی شود. در مقایسه ای که روش پارامتریک و روش نا پارامتریک، بهره برداران در روش نا پارامتریک کاراتر عمل کرده اند. و متوسط کارائی فنی آنها نیز بیشتر می باشد.

منابع

۱– سیدان، م. (۱۳۸۳). «بررسی عوامل مؤثر بر عدم کارایی فنی بهره برداران سیر کار :مطالعه موردی در استان همدان». پژوهش و سازندگی. شماره ۶۴.

۲- شفیعی، ل.، م. جواهری و ز. پور جویاری. ۱۳۸۴.«تعیین کارایی فنی، تخصیصی و اقتصادی چغندرکاران شهرستان بردسیر». مجله چغندر قند. (۲) ۲۲. ۱۰۹-۱۲۱

3- Brazdik , Frantisek(2006) «Non-parametric analysis of technical efficiency, Factors affecting efficiency of west Java rice farms».

4- Basanta R. Dhungana, Peter L. Nuthall and Gilbert V . (2004). Measuring the economic inefficiency of Nepalese rice farms using data envelopment analysis, The Australian Journal of Agricultural and Resource Economics,48:2, p.347-369.

5- Battes, G.E.,Rambaldi, A.N. and Wan, G.H. 1997. A Stochastic Frontier production function with Flexible Risk Properties. Journal of productivity Analysis 8, 269-280

6- Brazdik , Frantisek(2006) «Non-parametric analysis of technical efficiency, Factors affecting efficiency of west Java rice farms».

7- Coelli, T. J. & G. Battese. 1996. Identification of factors which influence the technical ineffiency of Indian farmers. Aust. J. Aust. J. Agric.Econ., 40: 103- 128.

8- Jondrow, J., C. A. K. Lovell, I. S. Materov and P. Schmidt, 1982, on the estimation of technical inefficiency in the stochastic frontier production function modle. Journal of Econometrics, 19, pp. 233-8.

9- Kumbhakar, S.C. & A. Heshmati. 1995. Efficiency measurement in Swedish dairy farms: An application of rotating panel data, 1976-1988. Amer. J.Agric. Econ., 77: 660-674

10- Necat , m. , ALEMDAR, T (2005) Technical Efficiency Analysis of Tobacco Farming in Southeastern Anatolia,Department of Agricultural Economics of Çukurova University, TURKEY.

11- Renato,V. and Euan, F. 2006. Technical Inefficiency and Production Risk in Rice Farming: Evidence from Central Luzon Philippines. Asian Economic Journal 20,1,29-49